

教育回报与劳动力市场的非正规性 :来自中国城市劳动力市场的证据

屈小博^①

摘要 : 劳动力市场正规与非正规性劳动者的教育回报差异 , 以及学历教育与职业教育回报在不同就业部门、 就业类型存在怎样的特征 ? 本文利用 2010 年中国城市劳动力抽样调查数据 , 研究发现 : 按小时工资来衡量 , 不同部门、 类型的劳动者整体上具有相似的核密度估计分布 , 无论按正规与非正规部门还是按正规与非正规就业来分类 , 尽管相同教育阶段的正规性劳动者的教育回报均高于非正规性 , 但对正规与非正规性劳动者教育回报均呈现递增 , 并且职业高中的教育回报均显著高于学历高中 , 在工资收入分布不同部分的教育回报与平均收入都具有相同的情形。由于正规部门具有相对较高的学历教育阶段进入门槛 , 发展职业教育、 使职业教育与普通教育之间实现制度衔接 , 扩展劳动力市场非正规性的保护方法和途径 , 通过正规部门的溢出效应影响非正规部门的收益 , 对非正规性劳动者收入有积极意义。

关键词 : 教育回报 ; 非正规性 ; 劳动力市场

JEL 分类号 : J21 J42

Returns to Education of Informality in the Labor Market: Evidence from CULS3 Data

Xiaobo Qu

Abstract: This paper, using CULS3 micro-data, examines difference of returns to education between formal and informal in the labor market from multi-perspectives. Results show: firstly, different types of workers have similar kernel density distribution of earnings in the whole. Secondly, according to hourly wage to measure, returns to education in formal sector are higher 4.8% than in informal sector. With the rise of educational level, returns to education in whether both formal sector and formal employment or both informal sector and informal employment tend to increase, and In addition, returns to vocational high school are higher than that of regular high school. Thirdly, at similar educational level, returns to educations of formal sector and formal employment are still higher than informal sector and informal employment. Fourthly, it is clearly quantile regression results that the returns to education are significantly different between formal sector and informal sector. Therefore, development of vocational education has an important value. Meanwhile, the government not only should develop methods and channel of protected informal sector but also impact earnings of informal sector through spillover effect from formal sector.

Key word: Returns to Education, Informality, Labor Market, China

^①屈小博, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 劳动与就业研究室, Email: quxb@cass.org.cn, 通讯地址: 北京市朝阳区曙光西里 28 号中冶大厦 10 层, 邮政编码: 100028; 感谢中国社会科学院青年基金项目 (编号: 2011-139), 以及加拿大国际发展研究中心 (IDRC)、世界银行等国际组织的研究资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见和评论, 文责自负。

一、引言

经验研究表明,大多数发展中国家都有一个普遍的现象,城市经济可以被分成正规或现代部门和非正规或传统部门(Kazuhiro, 2007),并且非正规部门经常是提供了最重要的就业机会,这已成为发展中国家的一个典型化特征(Isabel and Andrey, 2012)。从20世纪90年代中期开始,中国城市劳动力市场也经历了快速多样化的转型。从1995-2005期间,城镇住户调查统计的劳动力就业总量与分部门、分行业统计的就业数量之差,占城镇就业总量的比例由9%增加到36%,这部分就业数量主要来自于正规部门的非正规就业和非正规部门就业(Cai *et al.*, 2009)。与此同时,农村劳动力向城市迁移的不断增加,是中国劳动力市场的一个重要变化特征。来自国家统计局的数据显示,2010年外出农民工就业的人数已达1.53亿,他们中有80%是在县城以上城市就业,参加养老、失业、医疗三项社会保险的比例为不足10%,是城市劳动力市场非正规就业增加的主要构成部分。尽管非正规问题对中国劳动力市场转型非常重要,然而由于数据来源的缺乏,有关中国劳动力市场非正规性问题的经验研究非常匮乏(Cai *et al.*, 2009)。

劳动力市场非正规性的研究主要集中在两个方面:一是非正规性的特征和分布。如ILO(2002),Kazuhiro(2007)发现:非正规部门是以微小的经营规模、非技能型岗位、低工资以及较松的劳动法规执行,包括了零售贸易、日常和维修服务业及手工制造业等部门。Ranis and Stewart(1999)发现在菲律宾非正规部门有70%劳动力从事零售贸易,仅有13%非正规劳动力从事制造业,许多拉美国家的经济中也存在相似的分布(Marcouiller *et al.*, 1997)。二是非正规性的原因和结果。Fields(2005),Loayza and Rigolini(2006),Amaral and Quintin(2006),Bennett and Estrin(2007),以及World Bank(2007)等许多经验研究得出相似的结论,非正规性属于双层劳动力市场的从属或弱势部分。这些研究都有一个先验的假设,非正规部门是同质的。对此,Gustavo Yamada(1996)、Isabel and Andrey(2012)等认为发展中国家的劳动力市场并非是同质的,非正规部门就业结果是与工资收益相联系的,尤其是非正规自我经营者的不断增加说明其经济是有效的。这一点,有关中国的经验研究也表明,自我经营者通过延长工作时间,获得了高于工资收入者的月收入(王德文和蔡昉,2008)。而检验正规与非正规性劳动者工资收入与教育收益的差异,是这些国际经验研究对非正规性原因和趋势判断的关键所在。

从劳动力市场上工作转换和职业生涯的角度来说,一个劳动者有的时期可能工作于正规部门,有的时期可能又会工作于非正规部门。即使发展到了相对成熟的劳动力市场,非正规领域依然很大,现代技术创造了新的非正规工作,对受过良好教育和没受过多少教育的人都是如此,例如在家开网店或其它能通过计算机、信息技术在家实现的工作等(Freeman, 2010)。因此,非正规性的特征和变化不仅具有长期性、动态性,而且与特定国家劳动力市场的教育回报和工资收益是相联系的。尤其是经济周期波动的时候,在正规与非正规性工作之间的劳动力再配置显示了重要作用,正规与非正规性工作岗位的相互存在已成为研究者和政策制定者关注的一个重要领域(Boscha and Esteban-Pretel, 2012)。从经验研究的一般性来说,中国作为世界上最大的转型经济和发展中国家,提高对其非正规性的理解也可以为其他发展中国家提供重要的经验和认识。

教育回报的文献中,已有关于中国的研究可谓汗牛充栋,通过考察代表性的文献可以发现:主要是集中于对中国城镇居民教育回报率的考察,如李实和丁赛(2003)、Zhang and Zhao(2002)、李雪松和赫克曼(2004)等人的研究。都阳和Park(2003)、陈玉宇和邢春冰(2004)、de Brauw and Rozelle(2008)等学者对农村居民和农村非农劳动力教育回报率的

讨论。Meng and Zhang (2001)、刑春冰(2005)、王美艳(2009)等学者考察了城镇本地劳动力与迁移劳动力,以及农民工的教育回报差异。这些研究主要是按不同劳动群体为研究对象的经验研究,结论主要讨论了不同劳动群体的受教育年限、教育阶段的回报率及相关特征变化。而教育回报在中国劳动力市场正规与非正规性的差异和特征如何尚没有详细讨论的实证研究。

上述研究文献中,很少有区分职业教育与学历教育的研究。对于教育回报,学历教育和职业教育分类所揭示的与教育投资相关的政策含义有很大的不同。因为虽然职业高中教育(中专)和学历高中教育的受教育年限相同,但职业高中教育是以技能教育为主,学历高中教育则是以基础知识为主,学历高中教育更多地是为大学教育做准备。这样一个令人关心的问题就是,如果高中毕业不上大学,那么在高中阶段接受的教育是否有价值,其教育回报率同中专、职业高中教育相比会怎么样?这是体现教育投入中社会回报与私人回报的差异之处,也是教育异质性的问题,对劳动者的教育投资决策和参与劳动力市场行为有重要影响。值得指出的是,本文研究使用的中国城市劳动力抽样调查数据包含了非常详细的教育程度和分类的信息,如教育程度分类中包括了职业高中、中专、中等技术学校、高职高专、成人高等学校以及大专等各类教育程度分类信息,使得我们对教育程度的分类中,可以准确区分职业教育和学历教育,考察职业教育与学历教育的教育回报差异,这也是本文研究教育回报问题时比国内已有研究更加深入的地方。

综上所述,与工资收益相联系的教育回报在正规与非正规性劳动者之间的差异?在控制了劳动者个人特征、职业专业化,纠正部门、就业类型选择偏差之后,职业教育与学历教育在不同部门、就业类型劳动者的教育回报特征?这是本文关心而且重点考察的问题,这有助于理解中国劳动力市场中教育与收益之间的异质性关系,同时,对教育资源投入相关的劳动力市场政策调整有不同的政策含义。

本文以下部分的安排是:第二部分是数据说明和本文研究劳动力市场非正规性教育回报的模型设定及计量估计方法。第三部分是数据来源与说明,对教育、工资等基本状况与非正规性的描述,以及不同部门、类型的劳动者工资分布图。第四部分是估计劳动力市场正规与非正规性劳动者的教育回报差异及特征,分析学历教育与职业教育在正规与非正规性劳动力市场的教育回报差异及特征。第五部分主要结论与相关政策含义讨论。

二、数据说明与研究模型及方法

有关非正规性的经验研究,使用的主要是住户调查数据或劳动力市场调查数据,采用与工作特征相关的指标,如 Dinkelman and Ranchhod (2012)采用最低工资、社会保险、工资及工资支付频率、工作时间等指标; Isabel and Andrey (2012)从非正规性就业合法性来判别,以是否签订劳动合同作为主要指标。而 ILO (2002)对非正规性就业的统计特征则包括了劳动力市场规制、就业部门、工作岗位特征等方面的统计指标。本文使用的是 2010 年中国城市劳动力抽样调查(CULS3)数据。中国城市劳动力抽样调查于 2001、2005、2010 年进行了三轮。2010 年中国城市劳动力抽样调查数据较前两轮在就业者的单位类型、劳动合同、社会保障、工作身份、工作地点、工作单位规模、工资收入及支付形式等指标上有更为系统地测量,不仅包括了上述研究文献中所用的指标,而且更好的反映当前中国劳动力市场的特征,同时也包含了丰富的人口学特征信息。因此, CULS3 是目前识别与非正规性相关变量和指标的较好数据来源。CULS3 调查包括上海、武汉、沈阳、福州、西安和广州 6 个城市,抽样是在国家统计局的协助下采用多阶段整群概率抽样方法,抽样中考虑了每个城市人口规模差异。其中上海抽样 41 个社区、武汉 20 个社区、沈阳 20 个社区、福州 14 个社区、

西安 14 个社区、广州 25 个社区。6 个城市共调查了本地家庭 4273 户，迁移家庭 3637 户，本地个人 12335 个样本，迁移个人 8094 个样本。

根据 CULS3 所提供的指标和信息，我们从不同角度来研究劳动力市场非正规性与教育回报问题，模型设定和估计方法包括以下三个：

(一) Heckman 模型估计全部样本劳动者的教育回报

我们使用 Mincer 工资方程模型来估计全部样本的小时工资对数线性方程，来观察劳动力市场就业者的平均教育回报。其形式可以表示为：

$$\ln y_i = X_i' B + u_i \quad (1)$$

其中， y_i 是小时工资， X_i' 是外生的一组解释变量， B 是系数向量， u_i 是残差项。但是在估计，由于观察到的工资可能受劳动者个体进入或不进入劳动力市场决策的影响，换句话说观察到的就业者样本相对总体来说不是随机分布的。这样采用 OLS 估计会产生样本选择偏差。我们采用 Heckman (1979) 模型来纠正样本选择偏差。Heckman 模型假设个体参与劳动力市场的概率模型可以表示为：

$$W_i = Z_i' \gamma + \phi_i \quad (2)$$

其中， W_i 是 0 (不进入) 或 1 (进入) 值， Z_i' 包括方程 (1) 中的解释变量向量 X_i' 和只影响劳动者参与劳动力市场的变量。

Heckman 选择模型估计方法可以采用两阶段估计，即先估计是否参与劳动力市场的概率选择模型方程 (2)；再计算逆米尔比率 λ_i (Inverse Mills Ratio) 放入方程 (1)。然后通过估计如下方程：

$$\ln y_i = X_i' B + \lambda_i + u_i \quad (3)$$

方程 (3) 就是纠正了样本选择偏差，得到一致估计。

(二) Switching 模型纠正劳动者正规与非正规性选择偏差

由于不同部门、就业类型劳动者分布的非随机性问题，我们采用内生转换回归模型 (Switching Regression Model) 纠正部门或就业类型的选择偏差。内生转换回归模型包括三个方程，分别可以表示为：

$$FS^* = X_i' \alpha + \beta Z_i + U \quad (4)$$

$$\ln y_{Fi} = X_{1i}' A_1 + U_{1i} \quad (5)$$

$$\ln y_{Ni} = X_{2i}' A_2 + U_{2i} \quad (6)$$

其中，方程 (4) 中的 FS^* 是一个代表劳动者参与正规部门 ($FS=1$) 或非正规部门 ($FS=0$) 偏好的变量，方程 (4) 是劳动者参与劳动力市场正规部门还是非正规部门的概率选择模型。程 (5) 和 (6) 分别代表正规和非正规部门的工资方程。这三个方程有相同的解释变量向量 X ，并且部门选择方程 (4) 中还有只影响劳动者部门选择决策而不影响其工资收入的向量 Z 。这个模型的主要假设是在特定部门的就业对工资是内生的，也就是说有

一些不可观测因素影响劳动者就业的部门选择或就业类型选择（正规和非正规性）。

估计方法采用两阶段估计，第一阶段使用 Probit 模型在总样本中估计部门选择方程（ $X_i\alpha + \beta Z$ ），并对每一个观察值计算逆米尔比率 M （Inverse Mills Ratio）。第二阶段，将逆米尔比率 M 分别放入方程（5）和方程（6），这样分别估计正规部门工资方程（7）和非正规部门工资方程（8）。

$$\ln y_{Fi} = X_{1i}A_1 + \gamma_1 M_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (7)$$

$$\ln y_{2i} = X_{2i}A_2 + \gamma_2 M_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (8)$$

上述模型设定和估计方法是以正规部门与非正规部门的部门选择差异为例来说明的，对于正规就业与非正规就业的就业类型选择方程，模型设定和估计方法相同。

（三）分位数回归估计不同收入分布的教育回报

我们使用分位数回归（Quantile Regression）估计正规部门与非正规部门内部不同工资收入分布劳动者的教育回报率。使用分位数回归是为了考察正规部门与非正规部门内部教育水平与工资收入分布的关系，非正规部门内部工资分布不同部分的教育回报是否与平均收入情形相同？以及学历高中和职业高中的教育回报在工资收入分布较高的部分和收入较低部分是否存在与平均收入相同的情形？估计方法我们采用 Koenker and Bassett（1978）提出的形式：

$$F_{y/x}^{-1}(\tau/x_i) = x_i \beta(\tau), \forall \tau \in (0,1) \quad (9)$$

其中， $F_{y/x}^{-1}(\tau/x_i)$ 是 y 在 x_i 条件下第 τ 分位分布函数， y 和 x 之间的分位数线性关系假设同 OLS 回归中 y 和 x 均值之间的线性假设相似， x 为解释变量向量。在本文的回归中，分位数回归系数可以被解释为解释变量在条件分布下具体分位的回报率。Koenker and Bassett（1978）给出的 $\beta(\tau)$ 可以按如下形式估计：

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{b \in R^K} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - x_i b)(\tau - 1(y_i \leq x_i b)) \quad (10)$$

上式中 $1(\bullet)$ 是指数函数， $\beta(\tau)$ 是每个分位点的被估计系数。

综上所述，关于上述三种模型的计量回归方程的具体设定：第一，在 OLS 估计、Heckman 模型、Switching 模型和分位数回归中，因变量均为小时工资的对数；工资方程的解释变量均控制了教育、性别、经验及经验平方、城市虚拟变量。第二，所不同是，在全部样本估计和 Heckman 模型中，工资方程中还控制了是否迁移者，劳动力市场参与选择方程中还包括了 16 岁以下孩子、60 岁以上老人两个变量，作为影响劳动者参与劳动力市场选择但不影响劳动者工资收入的识别变量。第三，在 Switching 模型中，用职业专业化虚拟变量来反映劳动者职业上的专业技能差异，分控制和未控制职业专业化变量两种情形下，估计劳动者的教育回报。而在 Switching 模型的部门、就业类型选择方程中还包括了识别变量^①。

^①Switching 回归模型中这个识别变量，对于按就业部门分类的计量模型中，本文选择同一家庭中是否有在正规部门就业其他家庭成员，该变量影响劳动者的部门选择但不影响其工资收入。对于按就业类型分类的计量模型中，识别变量为同一家庭中是否有正规就业其他家庭成员，该变量影响劳动者的就业类型选择但

三、劳动者教育和工资的基本状况与非正规性

根据 CULS3 所包含的识别与劳动力市场非正规性的相关指标，我们按照国际通行的标准从两个维度来识别劳动力市场的非正规性（ILO, 2002），即正规部门与非正规部门、正规就业与非正规就业两种分类。前一种是基于就业部门特征，后一种是基于就业类型特征。从就业部门来定义非正规性劳动者，主要是非正规部门在发展中国家具有共性特征，如传统自营方式的零售贸易、维修业、居民服务业及微小规模的手工制造业等部门。从就业特征来定义非正规性劳动者，主要是非正规就业的定义与就业稳定性密切相关，而就业稳定性受政府劳动规制影响较大，并且劳动规制严厉程度与政府在特定发展阶段的宏观目标有关，非正规就业的规模和识别处于动态变化。例如，中国国有和集体部门中有许多保洁、保安、后勤服务的临时工或派遣工，即可能是正规就业也可能是非正规就业，取决于劳动合同法等劳动法规的严厉程度与政策调整。从本文来说，我们更关注非正规部门，因为非正规部门比非正规就业在发展中国家衡量非正规性的考察更具一般性。两种分类和定义有利于从不同角度观察和分析不同类型非正规性劳动者的教育回报，也符合中国劳动力市场的特征。

具体的，我们对正规部门和非正规部门的识别是根据工作单位的所有制、工作单位类型和工作单位人数，其中政府部门、公共部门、国有和集体企事业单位以及工作单位人数在 7 人以上的私营企业被定义为正规部门；7 人以下的私营企业、家庭经营、有工资收入的自我经营及其它工作单位类型被定义为非正规部门。对非正规就业的定义是基于就业特征，采用一组指标来进行识别：（1）工作身份是单位或个体雇员，并且没有签订劳动合同或者签订的是劳务派遣合同，或者同雇主签订的是以完成一定工作任务为期限的劳动合同，并且合同期限在一年以下；（2）工作身份是单位或个体雇员，并且工作单位人数为 1 人或 2-7 人以下；（3）工作身份是自我经营者或家庭帮工。需要指出的是，如果就业者的工作身份是机关（事业）单位正式职工，定义为正规就业者。

表 1 16-60 岁样本描述性统计结果

变量	全部样本	正规部门	非正规部门	正规就业	非正规就业
年龄	38.5	38.2	38.6	39.4	35.6
性别（男性=1）（%）	51.3	57.4	53.8	58.7	52.2
初中及以下（%）	32.4	22.8	55.8	19.3	50.8
学历高中（%）	29.5	27.1	27.1	27.9	25.2
职业高中（%）	9.11	10.2	7.5	10.3	8.5
职业高等教育（%）	15.9	21.0	6.6	22.0	10.1
大学及以上（%）	13.0	18.9	3.0	20.6	5.5
受教育年限	11.9	12.7	10.2	13.0	10.6
工作经验（年）	22.0	19.4	22.1	20.4	18.7
职业专业化（%）	44.4	44.4	45.8	50.3	38.2
家庭 16 岁以下小孩比例（%）	26.4	27.6	31.8	27.2	31.2
家庭 60 岁以上老人比例（%）	15.0	15.8	16.8	14.9	18.4
周工作小时（小时/周）	47.3	46.4	65.7	44.2	60.1

不影响其工资收入。

小时工资 (元/小时)	11.9	14.3	11.1	14.4	9.5
上海 (%)	15.2	17.9	10.3	16.7	14.5
武汉 (%)	18.6	16.0	26.5	18.4	20.1
沈阳 (%)	15.4	13.3	18.2	13.4	16.1
福州 (%)	16.3	17.8	12.9	17.5	15.0
西安 (%)	17.0	16.1	18.4	13.3	20.0
广州 (%)	17.7	19.0	13.7	20.7	14.3
观察值数	11,041	7570	3471	6030	5005
样本比重%	100	68.6	31.4	54.6	45.4

数据来源：中国城市劳动力抽样调查 2010 (CULS3)。注：表 1 所有统计结果均经过加权处理。

表 1 给出了 CULS3 样本数据中就业者教育和工资的基本状况与非正规性的统计结果。其中，年龄、性别变量中，正规部门和非正规部门、正规就业和非正规就业分类统计没有明显差异。本文定义了一个职业专业化变量来反映劳动者职业上的专业技能差异，因为除了劳动者本身教育程度高低之外，有两类职业：一类职业需要专业知识、经验和技能的积累。另一类则主要以非技能为主。具体的，职业专业化变量是一个 0 或 1 的虚拟变量，即如果是机关事业单位工作人员、高级或一般专业技术人员、管理者或行政管理人员、经理、以及具有技术等级劳动者，定义为 1；反之则定义为 0。表 1 显示，职业专业化的变量在正规部门为 44.4%，非正规部门为 45.8%，这是因为正规部门样本量（7570）是非正规部门（3471）的 2 倍多。在正规就业和非正规就业分类中，职业专业化的比重分别为 50.3% 和 38.2%。这一统计结果也说明受过较好教育和没受过多少教育的人都可能从事于非正规部门。

由于本文关注的主要问题之一是学历教育与职业教育在不同部门、就业类型的回报特征。我们将教育程度划分为初中及以下、学历高中、职业高中、职业高等教育、大学及以上 5 个分类。其中，职业高中包括职高、中专（初中毕业）、中等技术学校等教育阶段。职业高等教育包括高职高专（高中毕业）、职业技术学院、成人高等教育、大专等教育阶段^①。大学及以上包括大学本科、硕士及博士教育阶段。从表 1 的结果可以看出，教育水平在不同部门和不同就业类型中呈现出较大差异。正规部门和正规就业中，初中及以下教育程度比重分别为 22.8% 和 19.3%，大学及以上受教育程度比重分别为 18.9% 和 20.6%；非正规部门和非正规就业初中及以下教育程度的比重高达 55.8% 和 50.8%，而大学及以上受教育程度比重仅为 3.0% 和 5.5%。最低和最高教育阶段这种反差很大的分布，表明相对于非正规部门或非正规就业，正规部门或正规就业具有相对较高的教育程度进入门槛，对劳动者的学历教育程度要求较高。

表 1 统计结果中，正规部门和非正规部门的学历高中和职业高中教育比重分别为 27.1%、27.1% 和 10.2%、7.5%，正规就业和非正规就业的学历高中和职业高中教育比重分别为 27.9%、25.2% 和 10.3%、8.5%。职业高等教育中，正规和非正规部门比重分别为 21.0% 和

^① 关于职业高等教育的分类定义，将成人高等教育归为职业高等教育，理由是在中国的教育体制变迁中，成人高等学校的具体形式包括自学考试，电大，网络教育，学历文凭考试以及国家教育行政主管部门认可的其他类型教育取得国家承认大专以上学历的在职毕业生，成人高等教育以进入劳动力市场的在职劳动者为主要受教育对象。将大专归为职业高等教育，理由是大专教育在后期更接近职业教育，虽然在早期职业教育色彩较少，但是在 CULS3 中，1980 年后出生的观测值有 574，占大专教育程度的 67%。如果去掉这些比较难划分的样本，并不影响估计结果与结论。实际上，基于国际比较的视角，成人高等学校和大专教育更适合归于职业高等教育一类。

6.6%，正规和非正规就业比重分别为 22.0%和 10.1%。可以看出，职业高中和职业高等教育在非正规部门和非正规就业中的比重要高于最高教育程度大学及以上的比重。从受教育年限来衡量，正规部门和正规就业的 12.7、13.0 也明显高于非正规部门和非正规就业的 10.2 和 10.6。同时，根据图 1 不同情形下劳动者分类的小时工资核密度估计分布图，我们也注意到正规部门和正规就业在核密度分布函数上比非正规部门和非正规就业具有更高的小时工资收益。正规部门和正规就业的小时工资均分别高于非正规部门和非正规就业，而周平均工作时间均分别小于非正规部门和非正规就业。

从图 1 可以看出，首先，总体上不同部门或不同就业类型的劳动者具有相似的小时工资核密度估计分布，只是小时工资平均收益存在差异。其次，尽管正规部门与非正规部门、正规就业与非正规就业的平均小时工资收益存在明显差异，但平均工资收益存在很大程度的重叠；相对于正规部门和正规就业，非正规部门和非正规就业的小时工资分布更发散。第三，工资就业者和自我经营者的核密度分布函数与正规部门和正规就业反映出相似的分布，这说明工资决定中劳动力市场机制起了主要作用，而不是劳动者参与劳动力市场不同部门或就业形式所决定。工资就业者分为定期发工资和临时工作时，定期工资的平均收益就更加明显(图 1 的第 4 个图)，自我经营者在图 1 的几个不同情形分布中非常相似，说明自我经营者具有均匀工资分布。

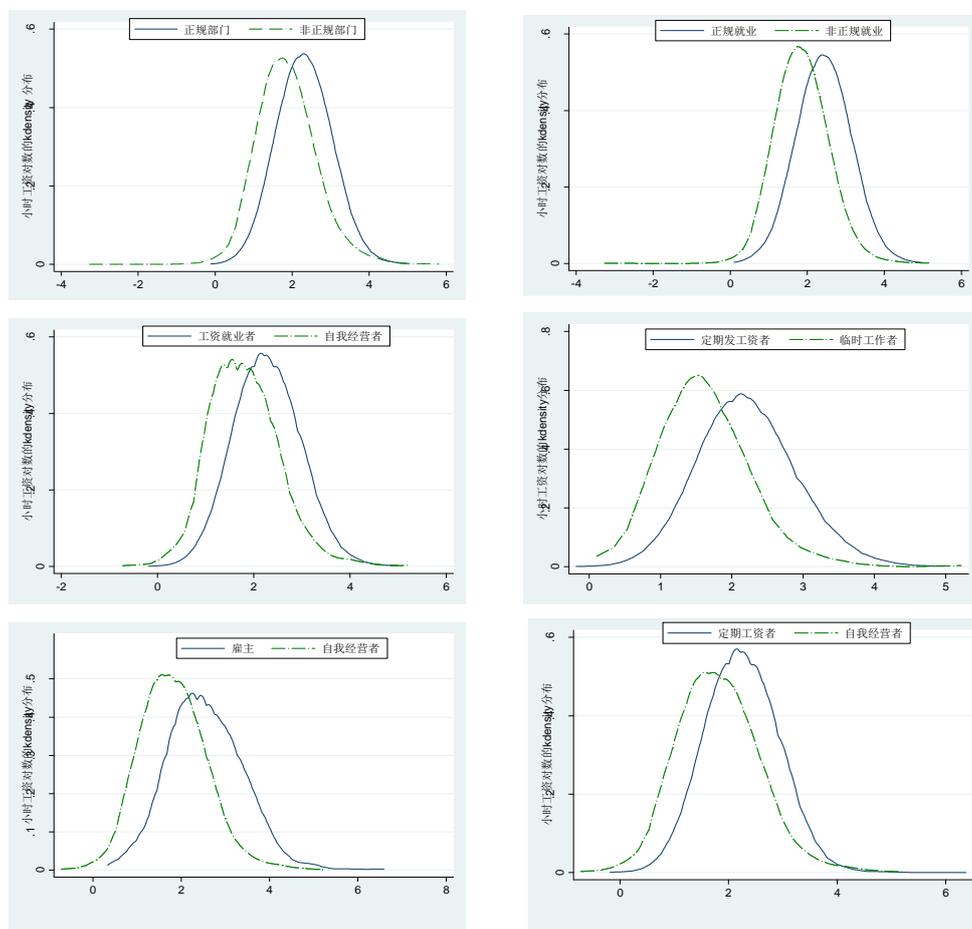


图 1 劳动力市场非正规性不同情形与小时工资分布

数据来源：中国城市劳动力抽样调查 2010 (CULS3)

四、实证结果分析

根据第二部分提出的模型设定和估计方法,本部分我们将从不同角度分析工资收益相联系的教育回报在正规与非正规性劳动者之间的差异,进一步考察在控制了劳动者个人特征、职业专业化,纠正部门、就业类型选择偏差之后,职业教育与学历教育在不同部门、就业类型劳动者的教育回报特征,并结合样本数据的统计结果对正规与非正规性劳动者教育回报的特征和结构分布特点予以实证分析。

(一) Heckman 模型估计的结果

表 2 是 CULS3 全部样本劳动者采用 OLS 和 Heckman 两阶段估计结果。OLS 估计的教育回报率是 10.2%, Heckman 两阶段估计结果是 10.8%, 并且逆米尔比率系数显著为正,说明就业者存在着负向自选择性。这使得 OLS 估计就业者的小时工资会被低估。对全部样本的估计中,我们还控制了就业者是本地还是迁移劳动者,结果表明迁移对小时工资有显著的负向作用,但这种影响程度较小。而不同教育程度的回报率估计结果显示,在 OLS 估计和 Heckman 两阶段估计,对全部样本,随着教育程度的提高而教育回报率显著地呈现递增情形。具体的,相对于初中及以下教育程度,学历高中教育的回报率比其高 20%,职业高中教育回报率比初中及以下高 27%,职业高等教育比其高 52%,大学及以上教育比初中及以下高 82%。

表 2 全部样本就业者的教育回报情况

变量	OLS 估计		Heckman 两阶段估计	
	小时工资方程	小时工资方程	小时工资方程	选择方程
受教育年限	0.1018***	0.1076***	0.1076***	0.0368***
是否迁移劳动者 (是=1)	-0.0353***	-0.0524***	-0.0524***	0.5224***
学历高中	0.1959***	0.1979***	0.1979***	-0.1387***
职业高中	0.2691***	0.2659***	0.2659***	0.1017

职业高等教育	0.5117***	0.5208***	0.3365***
大学及以上	0.8106***	0.8170***	0.6596***
16 岁以下孩子			-0.0190**
60 岁以上老人			-0.025*
逆米尔比率 (Inverse Mills Ratio)			0.215***
观察值数	10844	10844	13760

注：OLS 估计和 Heckman 两阶段估计中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量。教育水平分类

中以初中及以下为参照。“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

(二) Switching 模型实证结果分析

表 3 是采用内生转换模型 (Switching Model) 对正规部门和非正规部门受教育年限的估计结果。根据表 1 的统计结果,职业专业化在正规部门和非正规部门都有相应的分布,而职业专业化是与一个人教育程度紧密相关的,因此,控制职业专业化变量非常有必要。从表 3 可以看出,若不考虑部门选择偏差,正规部门小时工资会被低估,而非正规部门小时工资会被高估。在未控制职业专业化情况下,包含部门选择的 Switching 模型估计的正规部门教育回报率为 11.1%高于全部样本估计的 10.8%,非正规部门教育回报率为 6.3%明显低于全部样本(表 2)。控制职业专业化变量后,Switching 模型估计的正规部门教育回报率减小为 10.5%,非正规部门教育回报率减小为 5.7%,并且职业专业化对正规部门和非正规部门都有正向效应,正规部门的教育回报显著地比非正规部门高 4.8%左右。

表 3 正规部门与非正规部门的教育回报率 (受教育年限)

	OLS 估计		Switching 模型 (ML 估计)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
正规部门				
受教育年限	0.105***	0.099***	0.111***	0.105***
职业专业化		0.146***		0.158***
非正规部门				

受教育年限	0.067***	0.065***	0.063***	0.057***
职业专业化		0.131***		0.135***
<hr/>				
就业部门选择方程 Pr(formal sector)				
受教育年限			0.187***	0.196***
职业专业化				0.247***
识别变量			0.426***	0.430***
/r1			0.217**	0.122*
/r2			-0.606***	-0.422***
观察值数	10843	8825	10843	8825

注：OLS 估计和 Switching 模型中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量；识别变量为同一家庭中是否有在正规部门就业的其他家庭成员，“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

表 4 正规就业与非正规就业的教育回报率（受教育年限）

	OLS 估计		Switching 模型 (ML 估计)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
正规就业				
受教育年限	0.103***	0.098***	0.107***	0.101***
职业专业化		0.149***		0.159***
<hr/>				
非正规就业				
受教育年限	0.056***	0.049***	0.053***	0.046***
职业专业化		0.152***		0.162***
<hr/>				
就业类型选择方程 Pr(formal employment)				
受教育年限			0.164***	0.178***

职业专业化			0.320***	
识别变量			0.468***	0.479***
/r1			0.246**	0.157*
/r2			-0.632***	-0.469***
观察值数	10843	8825	10843	8825

注：OLS 估计和 Switching 模型中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量；识别变量为同一家庭

中是否有正规就业的其他家庭成员，“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

表 4 是按正规和非正规就业分类的受教育年限的 Switching 模型估计结果。与表 3 结果相似，职业专业化对正规就业和非正规就业的小时工资都显著为正。控制职业专业化变量后，正规就业的教育回报比非正规就业高 5.5%左右。表 5 和表 6 分别是采用 Switching 模型估计的正规部门和非正规部门、正规就业和非正规就业不同教育程度的回报率。本文更加关注不同程度教育回报与劳动力市场非正规性的特征，是因为我们的划分中包含了学历教育和职业教育分类，能提供更多的政策含义讨论。

表 5 结果显示，未包含职业专业化的 Switching 模型估计的正规部门教育程度回报率高于全部样本估计的不同教育程度回报率（表 2）。其中，学历高中和职业高中教育回报率分别为 20.3%和 29.5%，职业高等教育和大学及以上教育回报率为 55.6%和 85.1%。同样，表 5 的未包含职业专业化的 Switching 模型估计的正规就业教育程度回报率也稍高于全部样本估计的不同教育程度回报率（表 2）。其中，学历高中和职业高中教育回报率分别为 20.7%和 27.8%，职业高等教育和大学及以上教育回报率为 54.5%和 81.3%。并且，相同受教育程度，正规部门和正规就业的教育回报率均高于非正规部门和非正规就业。

包含职业专业化的 Switching 模型估计显示（表 5、表 6），在正规部门和非正规部门中，职业高中教育回报比学历高中分别高出 6.9%和 6.5%；在正规就业和非正规就业中，职业高等教育回报比学历高中分别高出 30.2%和 16%；职业高中教育回报比学历高中分别高出 5.7%和 5.2%。职业高等教育回报比学历高中分别高出 29%和 20%。这一结果表明，对于中国这样的发展中国家，职业教育回报与普通学历教育回报也存在明显的差异。

因此，考察非正规劳动力的教育回报时，区分职业教育和学历教育是有意义的。相对于大学学历教育，从教育可获得性和投资角度来说，职业高中和职业高等教育对劳动者来说更容易获得，尤其是就业形式灵活的非正规性劳动者，而且，职业教育注重技能，学历教育注重文凭。在现实劳动力市场中，一般情况下正规部门相对于非正规部门具有较高的学历教育要求也就是文凭的进入门槛。这意味着发展职业教育对于提高非正规性劳动者收入具有积极意义。同样，在包含职业专业化的 Switching 模型估计，对相同受教育程度，正规部门和正规就业的教育程度回报率均高于非正规部门和非正规就业。同时，无论在正规部门或正规就业还是非正规部门或非正规就业，包含职业专业化的教育回报均小于未包含职业专业化的教育回报估计结果，职业专业化对正规和非正规性劳动者的小时工资收益均显著地起着增加作用。这表明职业专业化变量可能同个人技能、不可观测的专业能力以及教育的质量等方面的差异有关。另外，表 5 和表 6 的选择识别变量均显著，说明采用 Switching 模型纠正部门选择偏差或就业类型选择偏差是非常必要的。

表 5 正规部门和非正规部门不同教育程度的回报率 (Switching 模型估计)

	未包含职业化		包含职业专业化	
	正规部门	非正规部门	正规部门	非正规部门
工资方程				
学历高中	0.203***	0.127***	0.200***	0.093*
职业高中	0.295***	0.158***	0.269***	0.158*
职业高等教育	0.556***	0.326***	0.490***	0.291***
大学及以上	0.851***	0.618***	0.775***	0.504***
职业专业化			0.173***	0.126***
观察值数	7513	3460	7513	3460
就业类型选择方程 Pr(formal sector)				
学历高中		0.598***		0.617***
职业高中		0.928***		0.983***
职业高等教育		1.363***		1.435***
大学及以上		1.794***		1.880***
职业专业化				0.263***
识别变量		0.506***		0.564***
/r1		0.129*		0.116*
/r2		-0.560***		-0.393***
观察值数		10843		8825

注：Switching 模型中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量；识别变量为同一家庭中是否有在正规部门就业的其他家庭成员；教育程度分类中以初中及以下为参照。“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

表 6 正规就业和非正规就业不同教育程度的回报率 (Switching 模型估计)

	未包含职业专业化		包含职业专业化	
	正规就业	非正规就业	正规就业	非正规就业
工资方程				
学历高中	0.207***	0.142***	0.204***	0.098***
职业高中	0.278***	0.206***	0.261***	0.150***
职业高等教育	0.545***	0.383***	0.506***	0.254***
大学及以上	0.827***	0.580***	0.764***	0.523***
职业专业化			0.155***	0.195***
观察值数	5978	5063	5978	5063
就业类型选择方程 Pr(formal employment)				
学历高中		0.534***		0.612***
职业高中		0.858***		0.898***
职业高等教育		1.280***		1.297***
大学及以上		1.803***		1.815***
职业专业化				0.069***
识别变量		0.530***		0.589***
/r1		0.124*		0.118*
/r2		-0.521***		-0.350***
观察值数		10843		8825

注：Switching 模型中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量；识别变量为同一家庭中是否有正规就业的其他家庭成员；教育程度分类中以初中及以下为参照。“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10% 水平

下显著。

(三) 分位数回归结果分析

采用分位数回归估计正规部门与非正规部门内部劳动者不同工资收入分布上的教育回报是否与平均收入情形相同？从表 7 可以看出，在工资收入分布的不同部分，正规部门和非正规部门在工资分布不同部分的劳动者教育回报相互存在显著差异。其中，正规部门和非正规部门的教育回报率在第 50 分位是最高的，分别为 11.5% 和 6.7%；而在收入分布顶端的第 90 分位，正规部门教育回报率 9.6% 相对低于收入分布第 25 分位的 10.7% 和第 75 分位的 10.6%，只高于收入分布低端的第 10 分位 9.5%。同样的，非正规部门教育回报率具有与正规部门相近的条件分布，在收入分布顶端的第 90 分位，正规部门教育回报率 5.8% 相对低于收入分布第 75 分位的 6.2%，高于收入分布第 25 分位的 5.1% 和收入分布低端的第 10 分位 4.9%。这说明在收入分布顶端的部分，工资收益受教育程度等可观测的影响因素较少。

按教育程度对正规部门和非正规部门的分位数回归也显示出令人感兴趣的结果（表 7）。首先，在工资收入分布的不同部分，正规部门和非正规部门不同教育程度的教育回报同 Heckman 两阶段估计和 Switching 模型估计结果相似，教育回报率均显著地呈现递增情形。其次，在工资收入分布的不同分位，相对于初中及以下教育程度，学历高中、职业高中、职业高等教育和大学及以上教育程度的回报率在正规部门和非正规部门均呈现显著地差异。其中，我们关注的学历高中和职业高中教育回报差异，在正规部门第 50 分位分别为 18.2% 和 24.6%、第 10 分位分别为 19.7% 和 29.6% 及第 25 分位分别为 17.0% 和 26.9%；而在非正规部门第 50 分位分别为 15.6% 和 24.9%、第 75 分位 12.6% 和 24.1%、第 90 分位分别为 13.8% 和 25.9%。相对于正规部门来说，职业高中教育回报对非正规部门是在工资收入分布较高的部分（75 分位和 90 分位）起了更大作用。

表 7 正规部门和非正规部门教育回报的分位数回归

	q10	q25	q50	q75	q90
正规部门					
受教育年限	0.95***	0.107***	0.115***	0.106***	0.096***
学历高中	0.197***	0.170***	0.182***	0.176***	0.104
职业高中	0.296***	0.269***	0.246***	0.209***	0.111**
职业高等教育	0.435***	0.516***	0.578***	0.557***	0.351***
大学及以上	0.592***	0.812***	0.826***	0.703***	0.583***
观察值数	7334	7334	7334	7334	7334
Pseudo R ²	0.29	0.32	0.41	0.38	0.31

非正规部门					
受教育年限	0.049***	0.051***	0.065***	0.062***	0.058***
学历高中	0.150***	0.152***	0.156***	0.126***	0.138**
职业高中	0.199***	0.194***	0.249***	0.241***	0.259***
职业高等教育	0.434***	0.442***	0.412***	0.450***	0.489***
大学及以上	0.716***	0.737***	0.774***	0.790***	0.973***
观察值数	3409	3409	3409	3409	3409
Pseudo R ²	0.22	0.28	0.39	0.32	0.28

注：分位数回归中均控制了经验及经验平方、性别、城市虚拟变量；教育程度分类中以初中及以下为参照。

“***、**、*”分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

综合表 3-表 7 及表 1 的统计结果，正规劳动力市场（正规部门或正规就业）与非正规劳动力市场（非正规部门或非正规就业）的小时平均工资收益和教育回报虽然存在显著差异，但正规与非正规性劳动者小时工资的分布相似，特别是非正规性的教育回报呈现出同正规劳动力市场相同的特征：随着受教育程度的提高非正规性的教育回报率也呈现递增，包含职业专业化变量后教育回报在非正规部门变化与正规部门相似；在工资收入分布不同部分的教育回报与平均收入情形相同。因此，非正规性就业的结果是与工资收益相联系的。但这不是劳动力市场分割或无法进入正规性劳动力市场的结果，可能原因是 Maloney（2004）认为的，非正规部门就业是正规部门的增长不能吸纳所有受过较好教育程度的劳动者或者这是劳动者自主选择的结果。另一方面，可能因为劳动力市场存在明显的工资收益与教育回报的异质性，尽管劳动力市场机制在决定工资收益起了主要作用，但这种异质性导致了非正规部门小时工资平均收益与正规部门存在显著差异。

五、结论与讨论

本文从不同角度考察了劳动力市场正规与非正规性劳动者的教育回报差异，以及学历教育与职业教育回报差异问题。研究结论主要有三点：第一，按小时工资来衡量，不同部门或就业类型（正规和非正规性）的劳动者整体上具有相似的小时工资核密度估计分布，纠正部门、就业类型选择偏差之后，无论按正规部门和非正规部门还是按正规就业和非正规就业分类，教育回报都随着教育程度的提高而呈现递增情形，说明劳动者工资收入决定主要是劳动力市场机制而不是劳动力市场分割。第二，尽管正规性教育回报显著的高于非正规性，但对正规和非正规性劳动者，职业高中的教育回报均明显高于学历高中教育回报，并且在工资收入分布较高的部分和收入较低部分存在与平均收入相同的情形，这说明非正规性主要不是双

层劳动力市场的弱势部分或无法进入正规性劳动力市场的结果。正规部门的回报变化通过溢出效应也会影响非正规部门的回报。第三，区分学历教育与职业教育后对正规与非正规性劳动者教育回报的估计，使非正规性自我经营、灵活就业的劳动者可以根据职业教育学习形式灵活的特点，不因正规部门的文凭门槛（学历教育）受制而有机会提高其工资收益，这具有政策含义价值。

研究结论的政策建议有三个方面值得讨论和总结。首先，针对非正规部门职业教育尤其是职业高中教育回报高于普通学历高中教育回报，而且正规部门相对于非正规部门具有较高的文凭即学历教育阶段进入门槛。政府积极就业政策中有关技能培训、职业教育计划方面的政策措施应该更关注劳动力市场的非正规性劳动者，由于职业教育具有学习形式灵活的特点（如成人高等教育、集中授课等），让更多非正规部门自我经营、灵活就业的劳动者可以接受中等技术学校、职业高等教育。这将使职业教育对提高非正规性劳动者的工资收入发挥积极作用。

其次，针对不同部门、就业类型劳动者的教育回报都随着教育程度的提高而递增情形，9年义务教育对目前中国教育和经济的发展已远远不够。在教育资源有限的情况下，让更多的劳动者接受高中或中专教育，让更多的城市人口接受大专及以上教育，对于提高城乡整体人力资本存量、提高劳动力工资的边际作用将会十分显著，并进而达到教育资源的效用最大化。并且，使职业教育与普通教育之间实现制度衔接，使中等和高等职业教育的学生和同等教育阶段普通学历教育的学生在身份上能够自由转换，使不同年龄阶段的劳动者能够在进入劳动力市场后，都能有机会通过继续教育提高自身的人力资本水平和技能更新。

第三，政府有必要扩展非正规部门保护的方法或途径。尽管对于相同受教育程度，正规部门、正规就业的教育回报高于非正规部门、非正规就业，但劳动者在非正规劳动力市场依然能获得随着受教育程度的提高教育回报递增，而且非正规劳动者可以通过延长劳动时间获得高于正规劳动者的月工资收入。非正规性劳动者的教育回报呈现出与正规劳动力市场相同变化趋势的主要特征。劳动力市场的非正规性就业结果是工资收益相联系的，主要特征不是双层劳动力市场的弱势部分或无法进入正规性劳动力市场的结果。

面对劳动力市场正规与非正规性劳动者的教育回报差异，我们当然是关注提高全体劳动者的教育回报，缩小不同就业部门或就业类型劳动者的差异。应该指出的是，在劳动力市场制度建设和劳动规制上考虑自我经营、微小私营规模部门的特点。扩展非正规部门保护的途径并不是要求政府放松劳动法律法规。同样，加强劳动力市场法律法规建设并不排斥或不利于非正规部门的劳动者，因为对正规部门通过政策和劳动力规制措施的法律法规同样有利于非正规部门的劳动者。这主要是通过溢出效应影响就业者的保留工资和规范管理经营而实现的（Freeman, 2010）。正规部门劳动保护和工资的提高，非正规部门的工资也会通过溢出效应提高。因为正规部门的工作可能外包到非正规领域，并不是工人被外包了而是工资收益被外包出去了。因此，扩展非正规部门保护的方法，使正规与非正规性工作之间的劳动力再配置发挥作用，有助于中国劳动力市场的不断发育和完善。

参考文献：

- Amaral, P. S. and E. Quintin, 2006, "A Competitive Model of the Informal Sector," *Journal of Monetary Economics*, 53 (7), pp. 1541-1553.
- Bennett, J. and S. Estrin, 2007, "Informality As a Stepping Stone: Entrepreneurial Entry in a Developing Economy," *IZA Discussion Paper*, No.2950.
- Cai, Fang, Yang Du and Meiyang Wang, 2009, "Marketization and/or Informalization? New Trends of China's Employment in Transition," *Report for OECD*, <http://iple.cass.cn/news/160542.htm>.

- de Brauw, A. and S. Rozelle, 2008, "Reconciling the Returns to Education in Off-farm Wage Employment in Rural China," *Review of Development Economics*, 12 (1), pp. 57-71.
- Fields, G. S., 2005, "A Guide to Multi-Sector Labor Market Models," Paper prepared for World Bank Labor Market Conference, http://www.ilr.cornell.edu/directory/gsf2/Multisector_mar05.pdf.
- Heckman, J. J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, pp.153-61.
- G ünther, I. and A. Launov, 2012, "Informal Employment in Developing Countries: Opportunity or Last Resort?" *Journal of Development Economics*, 97, pp.88-98.
- ILO, 2002, *Women and Men in the Informal Economy: A Statistical Picture*. Geneva: ILO.
- Yuki, K., 2007, "Urbanization, Informal Sector, and Development," *Journal of Development Economics*, 84, pp. 76-103.
- Koenker, R. and G. Bassett, Jr., 1978, "Regression Quantiles," *Econometrica*, 46(1), pp.33-50.
- Loayza, N. V. and J. Rigolini, 2006, "Informality Trends and Cycles," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.4078.
- Marcouiller, D., V. R. de Castilla and C. Woodruff, 1997, "Formal Measures of the Informal-Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador, and Peru," *Economic Development and Cultural Change*, 45 (2), pp.367-392.
- Bosch, M. and J. Esteban-Pretel, 2012, "Job creation and job destruction in the presence of informal markets," *Journal of Development Economics*, 98, pp. 270-286.
- Meng, Xin and Junsen Zhang, 2001, "The Two-tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai," *Journal of Comparative Economics*, 29, pp.485-504.
- Maloney, W., 2004, "Informality Revisited," *World Development*, 32 (7), pp.1159-78.
- Ranis, G. and F. Stewart, 1999, "V-Goods and the Role of the Urban Informal Sector in Development," *Economic Development and Cultural Change*, 47 (2), pp.259-288.
- Freeman, R. B., 2010, "Labor Regulations, Unions, and Social Protection in Developing Countries: Market distortions or Efficient Institutions?" *Handbook of Development Economics*, (5), pp. 4657-4702.
- Dinkelman, T. and V. Ranchhod, 2012, "Evidence on the Impact of Minimum Wage Laws in an Informal Sector: Domestic Workers in South Africa", *Journal of Development Economics*, 99, pp. 27-45.
- World Bank, 2007, *Informality: Exit and Exclusion*, Published by World Bank Press.
- Zhang, Junsen and Yaohui Zhao, 2002, "Economic Returns to Schooling in China, 1988-1999," *World Bank Discussion Daft*.
- 陈玉宇和刑春冰, 2004, 《农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色》, 《经济研究》, 第 8 期 105-116 页。
- 都阳和 Albert Park, 2003, 《迁移与减贫—来自农户调查的经验证据》, 《中国人口科学》第 4 期 56-62 页。
- 李实和丁赛, 2003, 《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》, 《中国社会科学》第 6 期 58-72 页。
- 李雪松和赫克曼, 2004, 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究》, 《经济研究》第 4 期 91-99: 116 页。
- 王德文、蔡昉和张国庆, 2008, 《农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性》,

《经济学（季刊）》第4期 1131-1148页。

王美艳，2009，《教育回报与城乡教育资源配置》，《世界经济》第5期 3-17页。

刑春冰，2005，《不同所有制企业的工资决定机制考察》，《经济研究》第6期 16-26页。